

## INDICE

ARTICULOS	MICHAEL J. TWOMEY. Términos de intercambio, afluencia extraordinaria de divisas y tipo de cambio real en América Latina	275
	JOSE RODRIGUEZ G. Distribución salarial y educación en Lima Metropolitana, 1970-1984	307
	HECTOR NOEJOVICH. Normatividad, institucionalidad y tecnología: el comportamiento peculiar de agentes en la industria pesquera	345
	JORGE ROJAS. Deuda externa peruana: ¿problema solucionado?	399
RESEÑAS	MAXIMO VEGA-CENTENO B. Educación y Conocimiento: eje de la transformación productiva con equidad, Comisión para América Latina y El Caribe y Organización de la Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (CEPAL-UNESCO). SILVIO RENDON S. El péndulo peruano. Políticas económicas, gobernabilidad y subdesarrollo, 1963-1990 de Efraín Gonzales de Olarte y Lilian Samamé. GABRIEL H. RODRIGUEZ B. Keynes et les Keynésiens aujourd'hui. Des solutions pour sortir de la crise? de Janine Bremond	433

# TERMINOS DE INTERCAMBIO, AFLUENCIA EXTRAORDINARIA DE DIVISAS Y TIPO DE CAMBIO REAL EN AMERICA LATINA

Michael J. Twomey\*  
Universidad de Michigan, Dearborn

## 1. INTRODUCCION

La supuesta constancia en el largo plazo de los índices de paridad de poder de compra (PPC) permitió a los investigadores disponer de un concepto manejable para evaluar los movimientos del tipo de cambio y la política macroeconómica en general. En los países industriales, este procedimiento ha sido muy cuestionado debido al "colapso" de la constancia del PPC, que fue claramente evidente durante los setentas (Frenkel, 1981), y que posteriormente fue aún más acentuado. Si bien la inestabilidad del PPC fue tradicionalmente explicada a través de la mala administración macro/monetaria en el corto plazo, ahora algunos investigadores analistas están apuntando también hacia procesos de equilibrio de más largo plazo. Existe una versión popular que

---

\* Este documento fue presentado en la Sexta Reunión Internacional de la Asociación Norteamericana de Economía y Finanzas, en Ciudad de México, y en la Reunión de LASA de 1989. Con los descargos usuales, el autor quisiera agradecer a Christopher Clague por sus útiles comentarios.

examina la afluencia extraordinaria de divisas, algunos de cuyos ejemplos son la "Enfermedad Holandesa" y el endeudamiento externo<sup>1</sup>. El presente documento busca investigar estos aspectos para un grupo de países en desarrollo de América Latina, extendiendo las contribuciones hechas recientemente por Edwards (1989) y Cottani et al. (1990). Específicamente, se formulará y estimará un modelo que incorpora factores monetarios, términos de intercambio externos y otros factores relativos a la afluencia extraordinaria de divisas como variables determinantes del tipo de cambio real. Esto permite una comparación estadística de la intensidad de los procesos de equilibrio y de desequilibrio que afectan el tipo de cambio real. Los resultados destacan el rol que han jugado los términos de intercambio en la alteración del tipo de cambio de equilibrio en América Latina. Más aún, estos resultados sugieren que cuando los términos de intercambio son muy variables, las dos medidas de tipo de cambio real más usadas mostrarán señales bastante inconsistentes con el estado de la economía.

## 2. DOS INDICADORES DEL TIPO DE CAMBIO REAL, PPC Y $P_T/P_N$ .

El primer paso en el análisis del tipo de cambio real es su especificación empírica. Los dos indicadores más populares de tipo de cambio real son el precio relativo de los bienes domésticos respecto a los bienes externos, llamado paridad del poder de compra (PPC), y el ratio de los precios de los bienes producidos domésticamente que pueden ser comprados y vendidos en el exterior -llamados bienes transables, comparados con los precios de los bienes producidos domésticamente que no son transables, o  $P_T/P_N$ . El indicador PPC es calculado como el producto del tipo de cambio (unidades de moneda doméstica para comprar una unidad de moneda extranjera) por un índice de precios adecuado para el país externo, dividido por un índice de precios doméstico, y podría ser medido frente a un país o un grupo de países. El uso del indicador  $P_T/P_N$  es más fácil de justificar desde una perspectiva teórica,

---

1. Se declaró que los flujos de capital y de petróleo habían contribuido con la "desindustrialización" tanto de Inglaterra como de los Estados Unidos en los inicios de los ochenta. Un hito en la literatura es el libro de Bruno y Sachs (1985), que destacó las consecuencias domésticas para los Estados Unidos de los shocks de términos de intercambio externos. Una presentación más general de estudios empíricos se encuentra en Neary y van Wijnbergen (1986); otros estudios para países en desarrollo serán citados más adelante.

pero es igualmente mucho más difícil de medir. En el contexto de los países en desarrollo, las estadísticas para bienes exportables son fáciles de identificar cuando las exportaciones son materias primas, pero el equivalente doméstico de las importaciones es bastante más difícil de aislar. En estudios de carácter global, básicamente la única opción es agrupar todas las categorías de productos, y de esta forma se trata, por ejemplo, a todos los bienes agrícolas y/o industriales como bienes transables<sup>2</sup>. Los problemas obvios con este tipo de procedimiento es que no todos los productos agrícolas ni todos los productos industriales son efectivamente transables, debido a los costos de transporte y las políticas proteccionistas, y, más aún, algunos servicios —turismo y banca vienen inmediatamente a la mente— están definitivamente sujetos a la presión de los precios internacionales.

Se debe señalar que en la literatura se ha hecho referencia a ambos indicadores con el nombre de tipo de cambio real; la confusión de términos resultante es una leve molestia, sin embargo, resulta muy tarde de remediar. Dado que ambos indicadores se continuarán utilizando, uno de los objetivos de este documento es examinar, teórica y empíricamente, las interrelaciones existentes entre estas dos variables, así como su sensibilidad frente a fuerzas macroeconómicas importantes.

### 3. ESTUDIOS PREVIOS

Diversos analistas han argumentado que las políticas inflacionarias y la resistencia a devaluar llevaron a una apreciación general del tipo de cambio real en América Latina durante los setentas. En efecto, algunos concluyeron que esto fue una de las posibles causas del deterioro de los términos de intercambio, que más bien contribuyó a acentuar la vulnerabilidad de las

---

2. Este esquema constituye la base para un importante conjunto de cálculos en el trabajo de Kravis y Lipsey (1988) y sus asociados, cuyas comparaciones de niveles de precios a través de los países, subrayan el rol especial que asumen los bienes no transables. Esta división también se sigue en Goldstein y Officer (1979). Entre los países en desarrollo, Chile destaca por utilizar esta clasificación en el boletín oficial de su Banco Central, y esta metodología para separar bienes transables y no transables. Véase también a LeFort (1986). Como el Banco Mundial ha empezado a publicar los datos necesarios en el *Atlas del Banco Mundial*, se esperan trabajos adicionales que utilicen la dicotomía  $P_T/P_N$ .

economías frente a la crisis de la deuda. Aunque recientemente se ha mostrado, a partir de una revisión más cuidadosa de los datos, que la magnitud de la apreciación cambiaria estaba sobreestimada<sup>3</sup>, el problema del comportamiento reciente del tipo de cambio sigue siendo la preocupación central.

Una interpretación alternativa de la apreciación del tipo de cambio destaca a los factores externos como la causa más importante, y en este sentido varios estudios recientes han investigado esta explicación usando el modelo de afluencia extraordinaria de divisas. Lo más cercano a la orientación de este documento<sup>4</sup> está en Kamas (1986), donde se sostiene que en Colombia a fines de los setenta, los ingresos extraordinarios de divisas debido a los altos precios del café y las drogas ilegales llevaron a una apreciación del tipo de cambio y a una desindustrialización relativa, especialmente de las otras

- 
3. El reporte anual del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) (1982) presenta un estimado donde se muestra una apreciación del PPC promedio para toda América Latina, de casi 25% con respecto al dólar norteamericano entre 1970 y 1980. El tipo de cambio efectivo del dólar norteamericano cayó alrededor de 28% en esa década (*International Financial Statistics*, line amx para Estados Unidos), y los últimos cálculos del BID (1989, página 15) virtualmente no muestran cambios en la década para el PPC promedio ponderado con respecto a todas las monedas, pero se observa una disminución de 14% entre 1978 y 1981. De acuerdo a estos cálculos del autor, si se excluye el PPC de Brasil, el PPC cambia en 23% en esos cuatro años. El PPC de Brasil, medido de cualquier forma, se movió de forma opuesta a la mayoría de los otros países de la región, debido principalmente a que su empuje exportador no estuvo motivado por devaluaciones excesivas, sino por subsidios a la producción, que no son recogidos por PPC ni por  $P_t/P_N$ . Brasil no es incluido en la mayoría de los otros cálculos presentados en este documento porque sus precios y producción desagregados no son impresos en las publicaciones de la ONU, que son la fuente de los datos. Un concienzudo análisis de los movimientos internacionales de tipo de cambio reales se encuentra en Wood (1988). Una área importante de aplicación de investigaciones de tipos de cambio reales es la de sus efectos sobre la agricultura; para referencias véase a Elbadawi (1989).
  4. Este documento fue acabado, en sus partes más importantes, cuando apareció el importante libro de Edwards (1989), el cual desarrolla significativamente la discusión de tipos de cambio en países del Tercer Mundo, particularmente con respecto a factores externos. Las contribuciones de este documento a este análisis incluyen la consideración separada de las dos medidas de tipo de cambio real— permitiendo un énfasis mayor sobre los términos de intercambio, y un diferente tratamiento del markup del mercado negro de tipo de cambio. El trabajo empírico presentado más adelante sobre los determinantes de la variabilidad del tipo de cambio real sigue una metodología alternativa, aparentemente más rigurosa que la de Cottani et al. (1990); claramente se requiere mayor trabajo sobre este punto.

exportaciones. Un análisis similar al caso colombiano es realizado por Edwards (1984), que también analiza cómo una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio puede ocurrir en un contexto inflacionario.

Otro conjunto de estudios analiza la significativa apreciación de los ratios de paridad del poder de compra en los llamados países del Cono Sur de América Latina, con flujos internos de capital sin precedentes. En particular, este aspecto juega un rol importante —aunque parcial— en el análisis de Corbo et al. (1986) para el Cono Sur, y en el de Edwards y Cox Edwards (1987) para Chile. También se debe hacer mención al trabajo de Michaely (1981) que argumenta (usando lo que sólo se puede llamar premoniciones del modelo teórico), y muestra alguna evidencia estadística reforzando la idea que la ayuda extranjera podría afectar al tipo de cambio del mismo modo que lo hacen las exportaciones extraordinarias discutidas líneas arriba<sup>5</sup>.

Un reciente trabajo innovador que examina la macroeconomía de cómo los controles cambiarios afectan al tipo de cambio real, es el de Elbadawi (1989), que utiliza datos de Sudán. Allí, se muestra empíricamente que los términos de intercambio tienen un efecto positivo sobre el tipo de cambio real, de forma similar a lo que se ha llamado PPC. Un mayor premio del mercado negro causa una apreciación del PPC, por lo menos en el largo plazo. Aún cuando la parte empírica de dicho documento no enfoca la dicotomía de bienes transables/no-transables, el tratamiento de la demanda doméstica y de las expectativas es bastante bueno.

- 
5. Otros estudios para el caso de países menos desarrollados (PMD) sobre los impactos del boom petrolero de los setentas son los trabajos de Benjamín et al. (1989), Hojman (1984), Scherr (1989), y Struthers (1990), como también varios capítulos de la colección editada por Neary y van Wijnbergen (1986), y Gelb y Asociados (1988). Como grupo, estos trabajos contribuyen con la creciente evidencia que refuerza al modelo de afluencia extraordinaria de divisas. Sería descuidado no reconocer la evidencia negativa presentada en varios de estos documentos. Por ejemplo, existe una downplaying sobre la contribución del gas natural a los problemas económicos en Holanda durante los sesentas. Se juzga que el petróleo del Mar del Norte no es significativamente responsable por la desindustrialización de Inglaterra. Se encontró que un boom de recursos en Australia no ha tenido efectos significativos, debido a la diversificación de las exportaciones. Tal vez la mayoría de autores argumenten que la consecuencia más importante de los ingresos extraordinarios por petróleo no fue la apreciación de tipo de cambio, sino más bien lo que los gobiernos de los países hicieron con sus ingresos caídos del cielo. Aún cuando la inflación se incrementó en forma típica, mayores críticas

#### 4. PARIDAD DE PODER DE COMPRA Y TIPO DE CAMBIOS REAL EN AMERICA LATINA.

El trabajo empírico en este documento está referido a doce países en América Latina, cubriendo una gran variedad de experiencias macroeconómicas. Algunos datos estadísticos descriptivos se encuentran en la Tabla 1, mientras que la metodología y las fuentes<sup>6</sup> se describen en el apéndice. Unas cuantas fórmulas simples motivarán el análisis inicial de estos dos indicadores.

Un índice de precios global de una economía como el deflator del PIB es presumiblemente una combinación de los precios de bienes transables y no transables, o  $P = P_T^{1-\sigma} P_N^\sigma$ , donde la fracción positiva  $\sigma$  es el peso de los bienes no transables en la producción total. Una idea central en la teoría del comercio internacional es la llamada "ley de un sólo precio", que afirma que las presiones competitivas equilibran los precios de los bienes transables en las fronteras, tomando en cuenta los tipos de cambio<sup>7</sup>. Asumiendo que la ley de un sólo precio se mantiene, en el sentido que los precios de los bienes transables son el producto del tipo de cambio (E) y los precios internacionales ( $P^*$ ), (i.e.  $P_T = EP^*$ ), se sigue directamente que:

---

se han expresado por las oportunidades de inversión perdidas o usadas ineffectivamente. Existen análisis puntuales acerca de cómo los ingresos extraordinarios fueron usados para mantener bajos los precios agrícolas a través del subsidio de las importaciones de alimentos.

6. Estos cálculos utilizan el índice de precios del productor de los Estados Unidos como numerador en el cálculo de los PPC de los países. Un árbitro atento notó que estos índices incluían obviamente a bienes que no eran bienes finales, lo cual es inconsistente con el uso de los deflatores del PIB de los países en el denominador. La intención original de usar los índices de precios al productor era evitar el *markup* fijo inherente en el mercadeo minorista. Para los Estados Unidos, el deflator del PIB, o del PNB, el Índice de Precios al Consumidor (IPC), y el Índice de Precios Mayoristas (IPM) están altamente correlacionados. Como prueba de esto, las ecuaciones 10 y 14 fueron reestimadas en sus versiones de "niveles" usando del deflator del PIB de Estados Unidos, llegando a resultados muy parecidos a aquellos de las Tablas 3 y 6. Un breve resumen de los aspectos relevantes en la selección de los diversos índices de precios se encuentra en Helmers (1988).
7. Un tratamiento reciente de este tema se encuentra en Ardeni (1989). Nótese que la limitación de los datos impide la consideración de los cambios en tarifas.

$$(1) \quad \text{PPC} = EP^*/P = (P_T/P_N)^\sigma, \quad \text{o, } \ln(P_T/P_N) = (1/\sigma)\ln\text{PPC}.$$

En la ecuación (1) se puede ver cómo los logaritmos de los dos indicadores PPC y  $P_T/P_N$  están perfectamente correlacionados, y que  $P_T/P_N$  debe variar más que PPC— un pequeño cambio en PPC debe indicar un cambio mayor en  $P_T/P_N$ . Contrariamente a esta predicción, la Tabla 1 muestra que para la mayoría de países el PPC tuvo un mayor coeficiente de variación que el mostrado por  $P_T/P_N$ . Más aún, cuando se hace una regresión del PPC frente a  $P_T/P_N$ , el coeficiente de PPC es bastante pequeño, claramente menor a la unidad. Los contraejemplos más claros a este hallazgo son los países de baja inflación como Honduras y Venezuela<sup>8</sup>.

Un factor potencialmente relevante es el uso difundido de restricciones en los movimientos de divisas, y los mercados negros resultantes. Un escenario standard podría ser uno en el cual el indicador PPC no capture exactamente los cambios en los precios al nivel de la calle, porque, como es medido usualmente, este indicador refleja los tipos de cambio oficiales. Sin embargo, como puede verse en la Tabla 1, cuando el tipo de cambio del mercado negro es utilizado en el cálculo de PPC, el estimado de  $1/\sigma$  cae, en lugar de subir<sup>9</sup>. Al introducir el mark-up del mercado negro como una variable separada se llega a la misma conclusión<sup>10</sup>.

- 
8. La medida de Kamas (1986) del indicador  $P_T/P_N$  utilizó la división de la agencia gubernamental de estadísticas donde los bienes son clasificados como "domésticos" y "exportaciones/importaciones". Este  $P_T/P_N$  estaba correlacionado positivamente con el PPC; usando los datos de su Tabla 2, una regresión mínimo cuadrática ordinaria lleva a  $\ln(P_T/P_N) = 0.33+0.951\ln(\text{PPC})$ , con un  $R^2$  de 0.57, usando la versión de comercio ponderada de PPC. Usando el PPC en dólares, el coeficiente es de 0.73.
  9. Elbadawi (1989) argumenta que un incremento del premio en divisas en el mercado negro bajará, i.e., apreciará el tipo de cambio real en forma moderada. Aparentemente, sus resultados teóricos se deben a la definición del tipo de cambio real  $P_T/P_N$  en la parte teórica, como el producto del tipo de cambio oficial observado por el precio externo observado, en lugar de los precios internos observados de los transables, los que por supuesto se elevan con un premio mayor. Como es mencionado más adelante en este documento, Elbadawi también obtiene los resultados de la columna 5 en la Tabla 1, donde los incrementos en el premio del mercado negro llevan a una apreciación del tipo de cambio real, medido como el PPC.
  10. En términos de la discusión previa, un PPC corregido por el mercado negro tiene una varianza aún mayor que la del PPC directo. Normalmente, se podría asumir que las distorsiones de los precios del mercado negro son poco importantes en la construcción de los

**TABLA 1**  
**Estadísticos Generales, y Estimados de las Regresiones**  
**de las ecuaciones (1) y (2).**

	Inflación Anual	Ratio Promedio	Coeficientes de Variación (x 100)			Coeficientes de Regresión: la variable dependiente es $P_T/P_N$ la variable independiente es:		
			$P_T/P_N$	PPC	Ratio	PPC	PPC* RATIO	PPC: la regresión también in- cluye $P_X^*/P^*$ , $P_M^*/P^*$
Argentina	138	1.42	9.8	28.4	57	0.20	0.05	0.21
Bolivia	80	1.38	8.8	19.8	48	0.07	0.06	0.10
Chile	96	2.01	7.7	23.0	128	0.16	-0.04	0.19
Colombia	19	1.14	7.1	7.5	12	-0.39	-0.35	0.02
Costa Rica	14	1.26	6.7	19.1	16	0.18	0.05	0.36
Ecuador	13	1.26	16.3	15.5	25	0.26	0.11	-0.16
Honduras	6	1.00	7.3	5.4	0	0.14	0.14	0.29
Jamaica	12	1.43	10.7	22.8	23	-0.10	-0.06	-0.16
México	23	1.05	11.8	16.0	13	0.34	0.25	0.29
Perú	33	1.31	7.8	15.7	26	0.03	0.11	0.04
Uruguay	54	1.09	13.1	21.2	16	0.18	0.08	0.27
Venezuela	8	1.24	19.1	12.3	46	-1.08	-0.15	0.57

El periodo de tiempo es generalmente 1960-1985.

Ratio es el tipo de cambio de mercado negro dividido por el tipo de cambio oficial (ambos a fin de año). Las variables en las regresiones fueron transformadas a logaritmos.

En la literatura se ha reconocido frecuentemente que la identificación típica entre PPC y  $P_T/P_N$  ignora implícitamente los cambios en los precios

---

componentes de  $P_T$  y  $P_N$ . Tal creencia supone que efectivamente los principales agentes en el mercado negro son intermediarios que no transmiten los cambios de precios a los productores, o que son personas involucradas en flujos de capital. Sin adelantar juicios sobre la exactitud de estas hipótesis, se comentará simplemente que una mayor variación del PPC del mercado negro también es consistente con violaciones de la "Ley de un sólo precio", lo que es discutido más adelante.

relativos del "otro" país (ver Frenkel (1981), Davutyan y Pippinger (1985), o Edwards (1989)), pero se ha dedicado muy poco trabajo a medir la magnitud de este efecto. Supóngase que los precios de los bienes transables se relacionan a través de  $P_T = EP_T^*$ , y que no existe un vínculo correspondiente entre los precios de los bienes no-transables en los dos países. Entonces, escribiendo  $P = P_T^{*1} \cdot P_N^{*0}$ , se tiene:

$$(2) \quad \ln PPC = \ln E + \ln P^* - \ln P = \sigma \ln(P_T/P_N) - \phi \ln(P_T^*/P_N^*).$$

Expresar esto en palabras resulta algo diferente: cambios de  $P_T^*/P_N^*$  en el "otro país" podrían invalidar la identidad de las dos medidas de tipo de cambio real que se presentó inicialmente.

Lo que no resulta evidente en términos empíricos es cuán grande puede ser el efecto de  $P_T^*/P_N^*$ . Debe considerarse que en varios países industriales, los servicios están entrando en el área de bienes transables, lo que tendería a minimizar este factor. Sobre la determinación de los niveles de precios en diferentes países existe una fértil discusión, véase Clague (1988), Kravis y Lipsey (1988), y Officer (1989). Sin embargo, estos argumentos tienden a cumplirse en el mediano o largo plazo, y por tanto no muestran consistencia necesariamente en un estudio con datos anuales. Por otro lado, varios países en desarrollo continúan especializándose en materias primas y bienes cuyos precios tienden a fluctuar considerablemente con respecto al nivel general de precios de los países industriales, entonces para ellos, el indicador apropiado de  $P_T^*/P_N^*$  resultaría algo variable. En la última columna de la Tabla 1 se presentan los resultados de un conjunto de regresiones, que usaron los valores unitarios de las exportaciones e importaciones, deflatados por el índice de precios al por mayor de Estados Unidos, como componentes de  $P_T^*/P_N^*$ , buscando una variable proxy a  $P_T^*/P_N^*$ . Aún cuando en varios casos los coeficientes de los precios de los bienes transables fueron estadísticamente significativos, su inserción tuvo un efecto mínimo sobre la magnitud del coeficiente de PPC. Sin embargo, aún no se logra tener una mayor variación de  $P_T^*/P_N^*$ <sup>11</sup>. Frente a este hecho, una obvia sospecha se encuentra sobre las

11. Se podría haber sospechado que este resultado es simplemente una función de qué variable se pone al lazo izquierdo. En tres de los cinco casos donde el coeficiente de PPC es estadísticamente significativo, la regresión correspondiente de  $P_T^*/P_N^*$  sobre PPC muestra un

series de datos para alguna o ambas variables. Sin embargo, existen algunas consideraciones teóricas que indican la necesidad de reformular esta línea de análisis. Los precios de exportación e importación tienen impactos tanto en el PPC como en  $P_T/P_N$ , y sobre todo, dichos impactos son de diferente magnitudes. Para demostrar esto se desarrolla un modelo basado en la literatura de la "Enfermedad Holandesa", para luego pasar a su estimación empírica.

## 5. UN MODELO TEÓRICO

El área de investigación más importante de este documento discute los efectos de cuatro variables sobre el tipo de cambio real; estas variables son las trasferencias, el cambio tecnológico, la política monetaria, y los términos de intercambio. Con el objetivo de incluir factores específicos, dos bienes transables ( $X$  y  $M$ ), y un bien no transable,  $N$ , se seguirá a Edwards y van Wijnbergen (1987) y a Neary y Corden (1982), en su extensión del modelo standard  $2 \times 2 \times 2$  de Heckscher-Ohlin-Samuelson en la versión de Jones (1965). El "trabajo"  $L$  es el factor común a todos los productos, mientras que el "capital"  $K$  es específico para cada uno;  $W$  es la remuneración al trabajo, y  $R_i$  es la remuneración al "capital" en el sector " $i$ ". Se asume que todos los factores de producción están en pleno empleo y con ofertas fijas. Todos los bienes son bienes finales, y no se acumulan inventarios. Además, se tratará al país como un país "pequeño", y se asume que tiene una cuenta de capitales exógena. Resulta irrelevante, desde una perspectiva teórica, si se toma el tipo de cambio o el precio doméstico de los bienes no transables  $P_N$  como dados, pues el mayor interés del trabajo es el ratio, ya sea PPC o  $P_T/P_N$ . Siguiendo a los mencionados autores, tómesese el tipo de cambio  $E$  como constante, usando los precios internacionales ("dólares") como numerarios. Entonces, denotando a los coeficientes insumo-producto como  $a_{ij}$ , se tiene que bajo condiciones de competencia normales:  $a_{Li}W + a_{Ki}R_i = P_i$ , para  $i = X, M$  y  $N$ . Para incorporar el efecto de la afluencia extraordinaria de divisas, se incluye el cambio tecnológico, representado por  $V$ , y se asume este cambio ocurre en el sector exportador de bienes y es neutral en el sentido que Hicks menciona.

---

coeficiente que es mayor que la unidad, lo que es consistente con los resultados en el texto, y contrario a las predicciones teóricas de las ecuaciones (1) y (2). Los resultados no se ven afectados cuando se usan indicadores de PPC multilaterales (estimados no publicados y gentilmente proporcionados al autor por el BID), aún cuando el lapso de tiempo es menor.

Indicando el cambio porcentual como "dln", (que es el "Δ" del conocido trabajo de Ronald Jones), entonces, como se muestra en Corden y Neary (1982):

$$(3) \quad d\ln W = \tau_N d\ln P_N + \tau_X d\ln P_X + \tau_M d\ln P_M + \tau_X V, [\tau_X + \tau_M + \tau_N = 1]$$

donde cada  $\tau_i$  es una fracción positiva, determinada por los  $a_{ij}$  y otros coeficientes técnicos.

El principio central de los modelos con bienes no transables es que, por definición, la demanda doméstica generada para esos bienes debe ser igual a la oferta; la ecuación correspondiente a esta igualdad constituye el núcleo de este enfoque. Denotaremos con  $\phi_i$  a la elasticidad de oferta de  $Q_i$  con respecto a su producto por salario  $P_i/W$ ; es decir,  $d\ln Q_i = \phi_i (d\ln P_i - d\ln W)$ . La demanda dependerá de los precios relativos, las transferencias, los cambios en el ingreso, o la expansión monetaria. Para concentrar el análisis en los efectos de impacto, los efectos "sorpresa" o temporales serán ignorados. Sea  $\epsilon$  la elasticidad de la demanda por bienes no transables con respecto a su precio relativo, y sea  $\eta$  la respectiva elasticidad ingreso. Las transferencias divididas por el ingreso total serán denotadas por  $Z$ . Sea  $\Omega$  el ratio de los saldos reales de dinero  $M/P$  con el ingreso real, tal que los cambios de demanda resultantes de una expansión monetaria sean  $\Omega d\ln(M/P)$ . Igualando los cambios de oferta y demanda de los bienes no transables, se tiene:

$$(4) \quad \epsilon (d\ln P_T - d\ln P_N) + \eta (d\ln Y + Z + \Omega d\ln(M/P)) = \phi_N (d\ln P_N - d\ln W),$$

donde  $P_T$  es un promedio de los precios de los bienes importables y exportables;  $P_T = P_X^{(1-a)} P_M^a$ , y  $a$  es la fracción de los transables explicada por los importables.

Veamos ahora el ingreso,  $Y$ . Cuando se asume el pleno empleo de todos los factores de producción, el ingreso real variará de acuerdo a los cambios originados en los términos de intercambio, aún sin cambio tecnológico. Como mostró Clague (1985), si el comercio está equilibrado al inicio, y sea  $(1-\sigma)$  el peso de los transables en el producto total, entonces, la variación del ingreso debido a las variaciones de los términos de intercambio es  $(1-\sigma)d\ln(P_X/P_M)$ . Se asume que ocurre un cambio tecnológico sólo en el sector exportador, cuya proporción del producto es  $(1-\sigma)(1-a)$ . De aquí, se tiene:

$$(5) \quad d\ln Y = (1-\sigma)(d\ln P_X - d\ln P_M) + (1-\sigma)(1-a)V$$

Las ecuaciones (3)-(5) generan un sistema de tres ecuaciones con tres incógnitas  $W$ ,  $P_N$  e  $Y$  (en cambios porcentuales), como sigue:

(6)

$$\begin{bmatrix} 1 & -\tau_N & 0 \\ -\phi_N(\epsilon + \phi_N + \eta\Omega\sigma) - \eta & & \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\ln W \\ d\ln P_N \\ d\ln Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_X d\ln P_X + \tau_M d\ln P_M \\ (\epsilon + \eta\Omega\sigma)((1-a) d\ln P_X + a d\ln P_M) \\ (1-\sigma)(d\ln P_X - d\ln P_M) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau_X V \\ \eta Z + \eta\Omega d\ln(M/P_T) \\ (1-\sigma)(1-a)V \end{bmatrix}$$

donde el determinante de la matriz del lado izquierdo es

$$\Delta = \epsilon + \eta\Omega\sigma + \phi_N(1-\tau_N) > 0.$$

Primero, considérese el caso de cambios en los términos de intercambio externos. Resolviendo para  $d\ln P_N$ , con  $d\ln(M/P_T) = V = Z = 0$ , se tiene:

$$(7) \quad d\ln P_N = (1-\pi)d\ln P_X + \pi d\ln P_M$$

donde  $\pi = [\epsilon + \eta\Omega\sigma - \eta(1-\sigma) + \tau_N\phi_N]/\Delta$  que parece ser una fracción positiva. El hecho que los ponderadores de  $d\ln P_X$  y de  $d\ln P_M$  sumen uno es clave para lo que sigue, y parece no haber sido reconocido antes en la literatura. Esta atractiva simetría es una característica de los modelos que siguen la tradición de Jones. Se sigue de (7) que si los precios externos de  $X$  y  $M$  ambos crecen en la misma cantidad, también lo hace  $P_N$ , y con él también  $W$ , y no existirán cambios en las variables reales como el producto, dejando constante el tipo de cambio real, no importa como sea medido. Esto es un resultado standard.

La ecuación (7) permite mostrar el efecto de los precios externos sobre el tipo de cambio real, en cualquiera de sus formas,  $P_T/P_N$  o PPC. Sustituyendo directamente (7) en la definición de  $d\ln(P_T/P_N)$ , y reordenando la expresión se llega a:

$$(8) \quad d\ln(P_T/P_N) = \Theta d\ln(P_X/P_M), \quad \Theta = \pi - a$$

lo que demuestra que efectivamente  $P_T/P_N$  es una función de los términos de intercambio externos. Más aún,  $\Theta$  podría ser positiva o negativa, dependiendo de la intensidad de factores ponderada a la Rybczynski, y de las intensidades de los efectos ingreso y sustitución en la demanda. Para obtener una expresión paralela para el PPC, hagamos  $P = P_T^{1-\sigma} P_N^\sigma$  y  $P_T = P_X^{1-\alpha} P_M^\alpha$ , y usando (7) se tiene:

$$(9) \quad d\ln P = (1-\mu)d\ln P_X + \mu d\ln P_M$$

donde  $\mu = \sigma\pi + (1-\sigma)\alpha$ , que también parece ser una fracción positiva. De este modo, incrementos en los precios en los mercados externos generarán presiones inflacionarias domésticas. Denotando a los precios externos  $P_X/E$  y  $P_M/E$  como  $P_X^*$  y  $P_M^*$  respectivamente, (tal que  $P_X/P_M = P_X^*/P_M^*$ ), se tiene que:

$$(10) \quad d\ln PPC = - (1-\mu)d\ln(P_X^*/P^*) - \mu d\ln(P_M^*/P^*).$$

Nótese que si  $\Theta$  es positivo (lo que será argumentado después), este modelo lleva al resultado contraintuitivo donde (manteniendo constante el nivel agregado de precios del país externo), de acuerdo a (10), un incremento de  $P_X^*$  o de  $P_M^*$  o de ambos, llevará a una disminución de PPC, mientras que según (8) un incremento de  $P_X^*$  o de  $P_M^*$  elevará  $P_T/P_N$ , además que un incremento en otros precios externos disminuirán  $P_T/P_N$ . De esta forma, los términos de intercambio tendrán efectos opuestos en PPC y en  $P_T/P_N$ , disminuyendo la correlación global entre ambos. Esto puede ser reexpresado de una manera algo distinta reescribiendo (10) como el equivalente:

$$(10a) \quad d\ln PPC = \sigma\Theta d\ln(P_X^*/P_M^*) - d\ln(P_T^*/P^*).$$

Los impactos de los factores monetarios, las transferencias y el cambio tecnológico son mucho más directos. Tomando primero las variables de demanda, se tiene:

$$(11) \quad d\ln P_N = (Z + d\ln(M/P_T))\eta/\Delta > 0.$$

Estos resultados son familiares cuando la expansión monetaria<sup>12</sup> o la afluencia extraordinaria de divisas generan presiones inflacionarias. Para el caso del cambio tecnológico, se tiene algo similar:

$$(12) \quad d\ln P_N = V((1-\sigma)(1-a) + \tau_x \phi_N)/\Delta > 0.$$

Para completar esta exposición, se incorporan los efectos de la expansión monetaria, las transferencias y el cambio tecnológico, extendiendo las ecuaciones (8) a (10) a las siguientes:

$$(13) \quad d\ln(P_T/P_N) = \Theta d\ln(P_X^*/P_M^*) - (\eta/\Delta)Z - (\eta\Omega/\Delta)d\ln(M/P_T) \\ - V((1-\sigma)(1-a) + \tau_x \phi_N)/\Delta,$$

$$(14) \quad d\ln PPC = - (1-\mu)d\ln(P_X^*/P^*) - \mu d\ln(P_M^*/P^*) - (\sigma\eta/\Delta)Z - \\ (\sigma\eta\Omega/\Delta)d\ln(M/P_T) - V\sigma((1-\sigma)(1-a) + \tau_x \phi_N)/\Delta.$$

Estas fórmulas ofrecen algunas hipótesis relativas a los signos y las magnitudes de los coeficientes de regresión, sobre los cuales se discutirá en seguida.

## 6. RESULTADOS EMPIRICOS

Existe un gran número de preguntas sobre el trabajo empírico. Primero, ¿son consistentes los datos con el modelo teórico?. Segundo, ¿cuál es la contribución relativa de cada factor a las variaciones del tipo de cambio real?. Tercero, ¿los datos sugieren alguna preferencia entre alguno de los dos indicadores de tipo de cambio?. Esta última pregunta está motivada por la frecuente aparición de una u otra variable en la literatura, y por la sospecha de que los números no se comportan bien a partir de la Tabla 1.

Un punto central del modelo teórico es el efecto de los términos de intercambio externos sobre el tipo de cambio real, y para estudiar esto se examinan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (8) y (10), presentados en las Tablas 2 y 3, postergando temporalmente la consideración

---

12. El tratamiento de  $M/P_T$  como la variable monetaria es una simplificación útil para un documento que está orientado principalmente al análisis de los fenómenos no-monetarios. Así, cuando se analizan los efectos de un cambio en  $P_T$  y se asume que  $M/P_T$  es constante, se está asumiendo efectivamente una política monetaria acomodativa.

TABLA 2

Regresiones de  $P_T/P_N$ . (Todas las variables en logaritmos)  
 Ecuación (8):  $\ln^*(P_T/P_N) = \Theta \ln(P_X^*/P_M^*)$

Variable Depend.	$R^2$	$P_T/P_N$ $P_X^*/P_M^*$	$R^2$	$P_T/P_N$ $P_X^*/P_M^*$	Ratio
	$\Pi$		$\Pi$		
Argentina	0.18*	-0.16	0.18*	0.04	-0.01
	0.50	1.01	0.57	0.32	0.15
Bolivia	0.51*	0.27	0.38*	0.20	-0.06
	0.57	3.01	0.76	2.25	0.96
Chile	0.16	0.10	0.45	0.16	-0.07
		2.14		3.99	3.58
Colombia	0.86*	0.09	0.85*	0.10	-0.08
	0.89	2.04	0.89	2.63	1.31
Costa Rica	0.57*	0.03	0.62*	0.04	0.09
	0.70	-0.32	0.79	0.48	1.68
Ecuador	0.09	-0.16	0.05	-0.19	0.10
		1.62		1.64	0.51
Honduras	0.80*	0.27		**	
	0.92	2.53			
Jamaica	0.03*	-0.05		***	
	0.80	0.29			
Mexico	0.66*	0.22	0.64*	0.24	0.03
	0.86	1.73	0.67	2.08	0.48
Peru	0.28*	0.08	0.24*	0.11	0.06
	0.61	0.70	0.61	0.82	0.41
Uruguay	0.34*	0.24	0.26*	0.13	-0.08
	0.81	1.54	0.69	0.88	0.60
Venezuela	0.91	0.70	0.90*	0.60	-0.16
	0.97	9.19	0.95	8.75	2.81

$\Pi$  es la autocorrelación estimada de los términos de error. Se muestra el  $R^2$  ajustado. El valor absoluto de los estadísticos "t" se encuentran debajo del coeficiente estimado. En estas tablas, no se presentan los coeficientes del término constante.

\*\* En la fuente, el tipo de cambio negro es el mismo que el oficial.

\*\*\* Muy pocas observaciones.

El procedimiento de Cochrane-Orcutt fue utilizado cuando el estadístico original de Durbin Watson era menor que 1.4 o mayor que 2.6; esto está indicado por un "\*\*\*" al lado del valor del  $R^2$ . Un "0.00" indica que el  $R^2$  ajustado fue menor que cero.

TABLA 3

Regresiones de PPC. (todas las variables en logaritmos).

Ecuación (10):  $PPC = -(1-\mu) (P_x^*/P^*) - \mu(P_M^*/P^*)$

Variable Dep.	PPC			PPC			Ratio
	R <sup>2</sup> II	P <sub>x</sub> <sup>*</sup> /P <sup>*</sup>	P <sub>M</sub> <sup>*</sup> /P <sup>*</sup>	R <sup>2</sup> II	P <sub>x</sub> <sup>*</sup> /P <sup>*</sup>	P <sub>M</sub> <sup>*</sup> /P <sup>*</sup>	
Argentina	0.24*	-1.00	0.14	0.28*	-1.27	0.31	0.22
	0.57	1.93	0.23	0.42	2.09	0.57	1.11
Bolivia	0.86*	-0.32	0.47	0.90*	-0.45	-0.42	-0.31
	0.91	3.10	1.23	-0.30	4.20	1.27	6.18
Chile	0.21*	-0.11	0.08	0.58*	-0.29	-0.34	-0.19
	0.52	0.54	0.25	0.59	1.93	1.34	4.02
Colombia	0.58*	-0.22	-0.04	0.57*	-0.21	-0.18	-0.16
	0.60	2.68	0.15	0.68	2.69	0.58	1.05
Costa Rica	0.54*	-0.87	0.21	0.54*	-0.97	0.23	-0.21
	0.54	2.78	0.49	0.61	3.11	0.54	1.22
Ecuador	0.75*	-0.33	0.50	0.74*	-0.19	0.50	0.26
	0.27	3.60	2.44	0.83	1.74	1.47	1.35
Honduras	0.64*	-0.20	0.50		**		
	0.39	1.90	3.65				
Jamaica	0.63*	-0.11	-0.31		***		
	0.98	0.60	0.93				
México	0.54	-0.19	-0.80	0.71*	-0.28	-0.64	0.39
		2.15	4.15	0.40	2.54	3.35	3.39
Perú	0.73*	-0.08	-0.06	0.77*	-0.25	-0.09	-0.64
	0.89	0.52	0.18	0.22	1.49	0.33	5.40
Uruguay	0.61*	-0.54	-0.36	0.55*	-0.58	-0.50	-0.24
	0.64	1.68	0.76	0.64	1.77	1.14	1.01
Venezuela	0.67	-0.19	-0.28	0.84*	-0.20	-0.98	-0.27
		6.05	1.81	0.57	5.22	4.43	4.30

II es la autocorrelación estimada de los términos de error. Se muestra el R<sup>2</sup> ajustado. El valor absoluto de los estadísticos "t" se encuentran debajo del coeficiente estimado.

\*\* No se indica tipo de cambio negro en la fuente para Honduras.

\*\*\* Muy pocas observaciones en el mercado negro de tipo de cambio.

El procedimiento de Cochrane-Orcutt fue utilizado cuando el estadístico original de Durbin Watson era menor que 1.4 o mayor que 2.6; esto está indicado por un "\*\*\*" al lado del valor del R<sup>2</sup>. Un "0.00" indica que el R<sup>2</sup> ajustado fue menor que cero.

de otras variables explicativas. En las regresiones de  $P_T/P_N$  en la Tabla 2, el valor estimado de  $\Theta$  varía entre -0.3 y +0.7, concentrándose alrededor de 0.2, lo que permite decir que los términos de intercambio externos tienen un efecto positivo sobre esta medida de tipo de cambio real. Con respecto al PPC, en la Tabla 3 se observa que en más de la mitad de las estimaciones de la ecuación (10) ambas variables de precios tienen signos negativos, como se esperaba teóricamente. Cuando, a partir de la Tabla, no se puede sostener claramente que la suma sea -1, la inclusión de la variable dependiente rezagada eleva dicha suma considerablemente (los resultados son disponibles bajo pedido al autor). Estas dos ecuaciones también fueron estimadas en primeras diferencias, cuyos resultados se encuentran en la Tabla 4. Naturalmente, el  $R^2$  ajustado disminuye un poco al pasar de la especificación en niveles a la de primeras diferencias; y el hecho de que las magnitudes de los coeficientes estimados no cambien mucho, reflejan en gran medida el alto término de autocorrelación estimado, que hace de los "niveles" transformados (Cochrane-Orcutt) en las Tablas 2 y 3 prácticamente equivalentes a las primeras diferencias en la Tabla 4. Para las otras Tablas presentadas en este documento, también es cierto que los resultados en "niveles" y en "primeras diferencias" son similares, y por lo tanto se presentarán sólo las primeras.

La hipótesis que motivó la inclusión en estas regresiones del cociente del tipo de cambio del mercado negro entre el tipo de cambio oficial (llamado "Ratio"), es la idea que el tipo de cambio oficial se mantuvo por debajo del nivel de equilibrio, y así, el indicador de PPC calculado también podría ser menor que su valor de equilibrio. Los coeficientes estimados negativos de la variable Ratio en la Tabla 3 permiten sostener esta hipótesis con seguridad. Sin embargo, el hecho de que estos coeficientes tiendan hacia un valor de un tercio, podría implicar que sólo una fracción como esa del premio del mercado negro refleje factores "reales". Adicionalmente, el Ratio parece tener efectos relativamente pequeños sobre  $P_T/P_N$ , como se podría esperar del argumento anterior. También se debería destacar que la inclusión del Ratio mejora considerablemente el ajuste de las ecuaciones de PPC, pero no tanto las regresiones de  $P_T/P_N$ .

Los resultados expuestos en la Tabla 3 donde los términos de intercambio  $P_X^*/P_M^*$  tienen un efecto positivo sobre  $P_T/P_N$ , pueden resultar contradictorios con el efecto negativo de  $P_X^*/P_M^*$  sobre PPC, mostrado por Edwards (1989; Capítulo 5) y Cottani et al. (1990). Una explicación para esto, es que

**TABLA 4**  
 Regresiones de  $P_T/P_N$ , PPC, en primeras diferencias.

Variable Dep.	$P_T/P_N$			PPC				PPC					
	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	P <sub>M</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	Ratio	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	P <sub>M</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	P <sub>M</sub> '/P <sub>M</sub> ' II	Ratio
Argentina	0.03	-0.27	0.00	-0.20	-0.01	0.14	-1.14	-0.34	0.18	-1.26	-0.48	0.11	
		1.26		1.06	0.16		1.89	0.42		2.68	0.74	0.73	
Bolivia	0.31	0.34	0.30	0.32	-0.04	0.14	-0.27	0.04	0.27*	-0.13	0.06	-0.07	
		3.01		3.33	0.58		2.15	1.06		-0.50	1.44	0.19	1.20
Chile	0.29	0.31	0.42	0.23	-0.07	0.00*	-0.09	0.02	0.34*	-0.40	-0.50	-0.25	
		2.78		2.39	2.59	0.30	0.43	0.01		-0.30	1.92	1.37	4.17
Colombia	0.30*	0.07	0.35*	0.08	-0.07	0.29*	-0.21	-0.25	0.34	-0.22	-0.31	-0.24	
		1.99	0.48	2.64	1.69	0.19	2.93	0.70		2.81	0.90	2.00	
Costa Rica	0.00	0.07	0.19*	0.05	-0.10	0.20	-0.89	0.06	0.25	-0.94	0.08	-0.21	
		0.64	0.36	0.67	2.42		2.60	0.13		3.15	0.20	1.46	
Ecuador	0.34	0.40	0.29	0.40	-0.04	0.22*	-0.21	0.05	0.12	-0.18	0.33	0.22	
		2.88		2.78	0.20	0.20	1.84	0.17		1.83	1.00	1.30	
Honduras	0.15	0.27		**		0.17	-0.11	0.02		**			
		2.12				0.50	1.16	0.08					
Jamaica	0.10*	-0.08		***		0.00	-0.13	-0.30		***			
		0.55					0.67	0.86					
Mexico	0.04	0.21	0.00	0.19	0.01	0.23	-0.38	-0.64	0.62	-0.10	-1.01	0.47	
		1.39		1.40	0.18		1.21	1.25		0.53	3.52	4.62	
Perú	0.10	0.11	0.00	0.13	0.06	0.00	-0.38	-0.64	0.00	-0.17	-0.19	-0.21	
		0.99		0.98	0.27		1.21	1.25		1.33	0.68	1.13	
Uruguay	0.14	0.31	0.05	0.25	-0.05	0.06	-0.49	-0.55	0.15	-0.74	-0.26	-0.37	
		2.00		1.64	0.36		1.53	11.14		2.31	0.51	1.65	
Venezuela	0.85	0.71	0.89	0.69	-0.12	0.21	-0.25	-0.19	0.59	-0.32	-0.51	-0.30	
		9.49		11.10	2.80		2.37	0.50		4.50	1.94	4.81	

II es la autocorrelación estimada de los términos de error. Se muestra el R<sup>2</sup> ajustado. El valor absoluto de los estadísticos "t" se encuentran debajo del coeficiente estimado  
 \*\* No se indica tipo de cambio negro en la fuente para Honduras.

\*\*\* Muy pocas observaciones en el mercado negro de tipo de cambio.

El procedimiento de Cochrane-Orcutt fue utilizado cuando el estadístico original de Durbin Watson era menor que 1.4 o mayor que 2.6; esto está indicado por un "\*" al lado del valor del R<sup>2</sup>. Un "0.00" indica que el R<sup>2</sup> ajustado fue menor que cero.

los datos para  $P_T/P_N$  sean tan defectuosos que no se haya acertado con el signo de  $\Theta$ . La mayor debilidad del indicador PPC surge cuando existen mercados negros para el tipo de cambio, que según el argumento expuesto no tienen ningún rol en este esquema. Otra explicación es que estos resultados están recogiendo el efecto del empuje de costos debido a los mayores precios de insumos importados, lo que ocurre de todos modos, pero es una consideración cuya formalización en modelos y su posterior contraste van más allá del alcance de este documento. La interpretación presentada aquí es que la regresión directa de  $P_X^*/P_M^*$  sobre PPC, presentada por varios autores, deja de lado una variable importante,  $P_T^*/P^*$  de la ecuación (10a), que cumple un rol similar a la variable  $P_T^*/P_N^*$  de la ecuación (2). Esta interpretación se refuerza a partir de la Tabla 5. Cuando el único regresor con PPC es  $P_X^*/P_M^*$ , su coeficiente estimado es negativo, pero cuando se incluyen ambos  $P_X^*/P_M^*$  y  $P_T^*/P^*$ , el coeficiente del primero —el parámetro  $\Theta$ — se convierte en positivo<sup>13</sup>. Este hallazgo empírico es robusto frente a una especificación en primeras diferencias. Como se explicó antes, en la discusión que siguió a la ecuación (10), el resultado de un impacto positivo de  $P_X^*/P_M^*$  sobre  $P_T/P_N$  no contradice la correlación agregada negativa entre PPC y  $P_X^*/P_M^*$  ni la supuesta correlación positiva entre  $P_T/P_N$  y PPC, asumida comúnmente. Esto sugiere, más bien, que otro conjunto de precios externos ( $P_T/EP^*$  o  $P_T^*/P_N^*$ ) también tendrían un impacto relevante sobre PPC, y que el efecto indirecto y claramente negativo sobre PPC de otras variables como  $P_X^*$  vía  $P_T^*$  podría ser mayor que el efecto directo y positivo de  $P_X^*$  vía  $\Theta$ . La importancia de este resultado se basa en el hecho que  $P_T/P_N$  y PPC son las variables que se consideran con más frecuencia en discusiones de política de tipo de cambio real, y en realidad, son utilizadas alternativamente. Si bien el saber convencional quisiera que ambas variables se encuentren positivamente correlacionadas, cuando los efectos de los términos de intercambio son fuertes esto podría no ser cierto<sup>14</sup>.

13. Nótese que en la Tabla 5 la magnitud de  $\sigma_\Theta$  se encuentra alrededor de 0.1, lo que resulta gratamente coincidente con un  $\Theta$  de 0.2 y un  $\sigma$  de 0.5.

14. Por ejemplo, esto puede explicar la correlación negativa presentada por Twomey (1989) entre un indicador de  $P_T/P_N$  y el indicador de PPC, para una muestra de corte transversal de países de América Latina.

**TABLA 5**  
**Regresiones de PPC usando dos especificaciones alternativas.**

Variable Dep.	PPC			PPC			
	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> */P <sub>M</sub> *	Ratio	R <sup>2</sup> II	P <sub>X</sub> */P <sub>M</sub> *	P <sub>T</sub> */P*	Ratio
Argentina	0.34*	-0.72	0.05	0.93*	-0.09	-1.03	-0.01
	0.52	1.98	0.34	0.65	0.77	16.00	0.19
Bolivia	0.90*	-0.38	-0.09	0.98*	0.05	-0.86	-0.03
	0.84	3.71	1.31	0.83	0.69	9.18	0.84
Chile	0.46*	-0.26	-0.17	0.77*	0.04	-0.53	-0.10
	0.61	1.64	2.64	0.33	0.55	6.50	3.23
Colombia	0.54*	-0.21	-0.19	0.97*	0.04	-0.10	-0.27
	0.67	2.73	1.59	0.84	1.44	17.00	2.13
Costa Rica	0.52*	-0.74	-0.17	0.98*	0.07	-1.11	-0.03
	0.58	2.98	1.06	0.83	1.07	21.30	1.01
Ecuador	0.67*	-0.19	0.15	0.83	-0.24	-0.44	-0.02
	0.85	2.42	1.22		4.29	3.47	0.26
Honduras	0.70*	-0.22	**	0.91*	0.07	-0.78	**
	0.85	2.66		0.95	1.28	8.30	
Jamaica	0.61*	-0.34	***	0.97*	0.12	-1.00	***
	0.89	1.21		0.59	0.25	9.12	
Mexico	0.47*	-0.17	0.42	0.96*	0.15	-1.15	-0.04
	0.52	1.19	2.88	0.89	2.35	18.40	0.89
Perú	0.75*	-0.10	-0.31	0.95*	0.09	-1.14	0.12
		0.96	1.75	0.97	1.42	7.95	1.04
Uruguay	0.40*	-0.33	-0.33	0.81*	0.08	-1.04	-0.11
	0.72	1.26	1.38	0.46	0.60	7.63	0.76
Venezuela	0.65*	-0.17	-0.19	0.94*	0.25	-0.88	-0.10
	0.90	2.19	2.64	0.94	4.66	9.72	3.91

II, es la autocorrelación estimada de los términos de error. Se muestra el R<sup>2</sup> ajustado. El valor absoluto de los estadísticos "t" se encuentran debajo del coeficiente estimado. Todas las variables en logaritmos. Un "\*" indica que la regresión utilizó el procedimiento de Cochrane-Orcutt cuando el estadístico original de Durbin Watson era menor que 1.4 o mayor que 2.6. Bajo el R<sup>2</sup> se encuentra la autocorrelación estimada. Un "0.00" indica que el R<sup>2</sup> ajustado fue menor que cero.

\*\* No se indica tipo de cambio negro en la fuente para Honduras.

\*\*\* Muy pocas observaciones en el mercado negro de tipo de cambio.

Se discutirá ahora el amplio problema de la importancia relativa de los términos de intercambio, las transferencias, el cambio tecnológico, y los factores monetarios sobre el tipo de cambio real. La Tabla 6 presenta los estimados de las ecuaciones (13) y (14), con la inclusión de la variable Ratio. Nótese que todas las variables del lado derecho son ratios de algún tipo, con lo cual la típica multicolinealidad de series de tiempo disminuye sensiblemente. La mayoría de los coeficientes estimados tienen el signo esperado, mientras que algo menos de la mitad de los estadísticos 't' son significativos. Las regresiones que toman en cuenta las transferencias, Z, (estimadas como la diferencia entre los servicios de cuenta corriente observados y promedios, más los flujos de la Cuenta de Capitales, más errores) son generalmente buenas, con coeficientes con los signos esperados y órdenes de magnitud verosímiles. El cambio tecnológico (V) es estimado como la desviación de los volúmenes de exportación con respecto a los niveles pronosticados con una ecuación que usa tendencia y precios. La falta de resultados claros para esta variable podría reflejar una técnica muy simplificada para la estimación del cambio tecnológico<sup>15</sup>. Con respecto a los aspectos monetarios, nótese que los coeficientes de la variable  $(M/Y_t P_T - Y_t)$  es la tendencia del ingreso) tienden a ser negativos, y más pequeños que los de las transferencias y del cambio tecnológico, como supone el modelo. Un intento de capturar los efectos "sorpresa" (dM) generaron resultados verosímiles, como se muestra en la Tabla 7, pero del mismo orden de magnitud que  $(M/Y_t P_T)$ . Un resultado aún más general en estas tablas es que los coeficientes, en especial los de transferencias y dinero no fueron más pequeños en las ecuaciones de PPC que en las de  $P_T/P_N$ , como se suponía según las ecuaciones (13) y (14), reflejando más bien la dificultad en la especificación de la correlación empírica del tipo de cambio real.

## 7. EVALUACION DE MULTIPLICADORES SIMPLES.

Teniendo como base el trabajo empírico, se puede continuar con el ejemplo de Cottani et al. (1990), y preguntar sobre las implicancias que

---

15. Debe notarse que esta metodología no señaló muchos grandes "shocks" de producción, de importancia a nivel macroeconómico. Algunas de las experiencias con el petróleo son interpretadas predominantemente como movimientos a lo largo de la curva de oferta, i.e., como fenómenos de términos de intercambio.

**TABLA 6**  
Factores determinantes de  $P_T/P_N$  y PPC.

Ecuación (13):							Ecuación (14):						
$P_T/P_N = \Theta P_X^*/P_M^* - Z\eta/\Delta - (M/P_T)\eta\Omega/\Delta - V((1-\sigma)(1-a)+\tau_X\phi_N)/\Delta$							$PPC = - (1-\mu)P_X^*/P^* - \mu P_M^*/P^* - (\delta\eta/\Delta)Z - (\sigma\eta\Omega/\Delta)(M/P_T) - V\sigma((1-\sigma)(1-a)+\tau_X\phi_N)/\Delta$						
Variable Dep.	$P_T/P_N$						PPC						
Hipótesis $\mathbb{I}_i$	$R^2$	$P_X^*/P_M^*$	Z	V	M	Ratio	$R^2$	$P_X^*/P^*$	$P_M^*/P^*$	Z	V	M	Ratio
	$\mathbb{I}_i$	?	<0	<0	<0	<0	$\mathbb{I}_i$	<0	<0	<0	<0	<0	<0
Argentina	0.00	-0.05	-1.30	1.10	-0.01	0.05	0.35	-1.39	0.70	-3.73	2.82	0.67	0.20
		0.32	1.64	0.65	0.11	0.66		2.22	1.74	1.50	0.71	2.39	0.88
Bolivia	0.29	0.08	-0.23	0.06	-0.31	-0.08	0.90	-0.43	-0.50	-0.55	-0.40	-0.09	-0.37
		1.02	0.41	0.18	3.37	1.30		3.81	1.37	0.98	1.15	0.96	5.47
Chile	0.57	0.25	0.26	-0.15	-0.14	0.01	0.82	-0.01	-0.16	-0.92	-3.90	-0.17	-0.14
		4.48	0.96	0.22	2.16	0.14		0.14	0.96	1.83	4.10	1.93	2.35
Colombia	0.85*	0.08	-0.46	0.31	-0.15	-0.07	0.55	-0.21	0.22	-1.23	-1.23	0.19	-0.19
		0.89	1.59	1.20	0.46	1.51		2.46	0.80	2.08	0.94	1.84	1.14
Costa Rica	0.70*	0.07	-0.51	-0.04	-0.21	-0.02	0.64	-0.45	0.74	-2.64	0.47	-0.16	0.11
		0.42*	0.77	1.93	0.13	2.17		1.59	2.51	3.09	0.62	0.60	0.62
Ecuador	0.79	0.06	0.25	-1.19	-0.54	-0.31	0.65	-0.34	0.60	-0.48	0.77	0.00	0.01
		1.00	0.35	1.04	3.72	1.52		2.54	1.04	0.50	0.38	0.01	0.02
Honduras	0.80*	0.31	0.29	0.05	-0.13	**	0.68 *	-0.22	0.50	0.42	0.38	0.09	**
		2.81	0.88	0.21	0.77			2.14	2.68	1.19	1.79	0.69	
Jamaica	0.78*	0.02	0.18	-0.23	-0.43	***	0.77 *	0.07	-0.79	0.06	1.08	-0.73	
		0.15	1.06	0.75	3.59			0.41	2.37	0.18	1.76	2.75	
Mexico	0.95	0.12	-0.71	-0.06	-0.27	0.00	0.89 *	-0.01	-0.45	-4.45	-3.14	0.06	-0.06
		3.55	1.20	0.24	5.03	0.01		0.56	0.08	2.31	3.34	4.04	0.49
Perú	0.52	0.28	-2.49	-0.76	0.40	-0.16	0.86	-0.05	-0.06	-1.71	-1.01	-0.08	-0.43
		2.09	3.49	1.13	4.34	1.60		0.34	0.20	2.12	1.40	0.52	2.98
Uruguay	0.51*	0.31	-5.53	0.57	-0.23	0.10	0.47 *	-0.68	-0.57	3.10	-0.61	0.05	-0.30
		2.11	1.11	0.53	2.93	0.81		0.58	1.73	0.98	0.25	0.26	0.32
Venezuela	0.92*	0.44	0.68	0.50	-0.56	-0.06	0.91 *	-0.20	-1.12	0.45	-0.73	0.03	-0.28
		7.89	2.74	0.52	4.11	1.38		0.35	7.77	5.73	1.98	0.67	0.24

Nota: Véase los comentarios de las Tablas anteriores.

TABLA 7

 Determinación de  $PT/P_N$  y PPC, Usando cambios monetarios no anticipados.

	Var. Dep.			$P_T/P_N$			PPC						
	$R^2$	$P^*_X/P^*_M$	Z	V	dM	Ratio	$R^2$	$P^*_X/P^*_M$	$P^*_X/P^*_M$	Z	V	dM	Ratio
Hipótesis de Value	$\Pi$	?	<0	<0	<0	<0	$\Pi$	<0	<0	<0	<0	<0	<0
Argentina	0.00	-0.05	-1.28	1.07	-0.02	0.05	0.35	-1.36	0.65	-3.69	2.88	0.68	0.20
		0.32	1.62	0.63	0.16	0.67		2.20	1.60	1.49	0.73	1.40	0.85
Bolivia	0.26	0.06	-0.22	0.06	-0.30	-0.08	0.86	-0.44	-0.50	-0.55	-0.41	-0.08	-0.36
		0.76	0.40	0.19	3.21	1.30		3.86	1.36	0.97	1.17	0.85	5.35
Chile	0.46	0.18	0.26	-0.23	-0.06	-0.04	0.81	-0.05	0.32	-1.00	-4.12	-0.13	-0.16
		3.67	0.81	0.29	0.97	1.04		0.51	1.73	1.91	4.11	1.64	2.57
Colombia	0.85*	0.08	-0.43	0.18	-0.10	-0.06	0.52	-0.28	0.46	-1.84	-1.23	0.28	-0.10
		0.90	1.59	1.08	0.26	0.96	0.74		3.92	1.71	2.84	0.93	1.60
Costa Rica	0.70	0.09	-0.53	0.07	-0.27	-0.02	0.65	-0.38	0.68	-2.16	1.04	-0.42	0.16
		1.08	1.83	0.24	2.56	0.29		1.38	2.42	2.41	1.23	0.03	0.94
Ecuador	0.76	0.03	0.22	-1.37	-0.51	-0.35	0.65	-0.36	0.46	-0.64	0.25	0.10	-0.08
		0.49	0.28	1.08	3.17	1.60		2.85	0.74	0.64	0.12	0.29	0.19
Honduras	0.80*	0.30	0.35	0.09	-0.08	**	0.54*	-0.31	0.08	0.79	-0.16	0.23	**
		0.91	2.85	1.12	0.04	0.55		0.82	2.57	0.34	2.20	0.65	1.26
Jamaica	0.75*	0.06	0.22	-0.22	-0.39	***	0.62*	0.08	-0.60	0.04	1.03	-0.61	***
		0.83	0.38	1.27	0.69	3.20		0.95	0.39	1.69	0.10	1.54	2.19
México	0.92	0.21	-1.14	-0.24	-0.22	-0.02	0.89*	-0.03	-0.40	-3.92	-3.23	-0.02	0.00
		6.08	1.57	0.72	3.40	0.23		0.54	0.31	2.08	2.98	4.11	0.19
Perú	0.37*	0.27	-1.55	-0.21	0.06	0.06	0.87	-0.03	-0.07	-1.76	-1.32	-0.13	-0.50
		0.87	2.14	2.41	0.29	0.32	0.29		0.20	0.27	2.52	1.58	0.69
Uruguay	0.45*	0.28	-5.22	0.45	-0.24	0.13	0.47*	-0.63	-0.56	2.50	-0.55	-0.02	-0.25
		0.87	1.85	1.02	0.42	2.55	0.96		0.61	1.63	0.96	0.20	0.23
Venezuela	0.97*	0.41	0.68	0.60	-0.57	-0.06	0.90	-0.21	-1.14	0.58	-0.79	-0.06	-0.27
		0.97	5.62	2.39	0.55	3.20	1.32		7.40	4.87	2.47	0.68	0.34

$\Pi$  es la autocorrelación estimada de los términos de error.

El valor absoluto de los estadísticos "t" se encuentran debajo del coeficiente estimado.

Véanse las notas de las Tablas anteriores.

"dM" fue medida como el residuo de una regresión de  $M/P_T Y$

tienen estos resultados estadísticos en términos de la importancia relativa de los diferentes factores causantes de los cambios en el tipo de cambio real — como  $P_T/P_N$  o PPC — durante este periodo. El objetivo central es examinar cómo los coeficientes del par de ecuaciones (13) y (14) se relacionan con los cambios observados de las variables del lado derecho. Antes de considerar varios casos individuales importantes, es preferible evaluar la importancia relativa de los diferentes factores, calculada como el producto de los coeficientes estimados del conjunto de datos agrupados, multiplicados por la magnitud promedio de los cambios de cada variable.

Aún cuando este procedimiento sufre de muchas limitaciones, permite una visión global de la dirección de los datos, y podría ser más consistente cuando existen limitaciones de las estadísticas básicas. Los cálculos relevantes se presentan en la Tabla 8. Los precios de exportación y las transferencias aparecen como las variables más importantes. Se llega a la misma conclusión cuando se realiza una estimación de las ecuaciones con la variables endógena rezagada. Debe destacarse que el fenómeno de la “Enfermedad Holandesa”, de un incremento en la producción de petróleo debido a nuevos yacimientos (“cambio tecnológico”), no parece ser importante en los datos. Sin embargo, esto parece ser un artificio resultante de la forma como se ha aproximado el cambio tecnológico, combinado con un problema standard de números índices sobre la evaluación de las cantidades de exportación, con ponderadores de bienes previos a la OPEP. Aún cuando un aspecto central de la exposición teórica fue señalar que los traslados de la curva de oferta y los mayores precios de exportación pueden y deben ser considerados conjuntamente como determinantes de la afluencia extraordinaria de divisas, la mayoría de observadores interpretan los incrementos de exportaciones de Ecuador y México como traslados de la oferta, mientras que la metodología presentada aquí, termina sobre-enfatizando los efectos de los cambios de precios moviéndose a lo largo de una curva de oferta fija.

Los cálculos en la Tabla 8 disminuyen la importancia relativa de los factores monetarios. Bien puede ser el caso que el elemento “sorpresa” de una expansión monetaria (o, en la práctica, de una devaluación del tipo de cambio) sea empíricamente menos importante con datos anuales, dado que varios países de alta inflación tienen normas de indexación ampliamente difundidas. Sin embargo, en términos más generales, una política monetaria no anticipada tendrá efectos tanto sobre la oferta como sobre la demanda,

**TABLA 8**

Cálculo de los Impactos de las diferentes variables sobre el tipo de cambio rreal, usando datos agrupados.

Ecuación para PPC:						
$P_X^*/P^*$	$P_M^*/P^*$	Z	V	$M/P_T Y_t$	Ratio + [Dummy por países]	
-0.27 (5.01)	-0.13 (1.00)	-0.69 (2.64)	-0.28 (0.95)	-0.04 (0.84)	-0.15 (3.89)	$R^2=0.74$ $\Omega=0.69$
Cambio medio absoluto (x100):						
10	4.7	2.4	2.2	11.6	13.0	
"Efectos individuales promedios":						
2.7	0.6	1.7	0.6	0.5	2.0	
Ecuación para $P_T/P_N$ :						
$P_X^*/P_M^*$	Z	V	$M/P_T Y_t$	Ratio + [Dummy por países]		
0.24 (7.58)	-0.10 (0.70)	0.10 (0.62)	-0.19 (6.75)	-0.04 (1.67)		$R^2=0.78$ $\Omega=0.88$
Cambio medio absoluto (x100):						
10	2.4	2.2	11.6	13.0		
"Efectos individuales promedios":						
2.4	0.2	0.2	2.2	0.5		

Nota: el "Efecto Individual Promedio" está dado en valores absolutos, y es el producto del coeficiente estimado por el cambio medio absoluto para cada variable explicativa.

Los coeficiente "t" están dados entre paréntesis.

efectos que el modelo teórico presentado aquí no pretendió capturar. El trabajo estadístico debería ser considerado para afirmar la importancia de los efectos de los términos de intercambio, pero no para negar el impacto de la política macroeconómica doméstica.

## 8. CONCLUSIONES

Este documento ha desarrollado tres puntos importantes.

Primero, las dos versiones familiares del tipo de cambio real — $P_T/P_N$  y PPC— no tienen una correlación particularmente buena entre ellas, y se comportan igualmente bien como variables dependientes en regresiones relativamente simples. La incorporación del ratio observado del tipo de cambio del mercado negro entre el tipo de cambio oficial mejora estas regresiones, aún cuando ese ratio parece estar sobreestimando considerablemente la brecha efectiva del tipo de cambio. Además, ambos indicadores del tipo de cambio real están sujetos a obvios problemas de medida, y los encargados del diseño de políticas no deberían basarse en sólo uno de ellos.

A nivel teórico, se ha desarrollado un modelo de tipo de cambio real que es capaz de incorporar los términos de intercambio, otros factores asociados con la afluencia extraordinaria de divisas, y otras variables de demanda doméstica. El modelo predice que los términos de intercambio afectarán a ambas medidas de tipo de cambio real, y por diferentes magnitudes. Los datos validan esto. Basados en este modelo, el trabajo empírico sugiere que para una amplia variedad de países latinoamericanos, los cambios en los términos de intercambio han sido de primera importancia al afectar el tipo de cambio real, al margen de cómo haya sido medido.

## FUENTES DE DATOS

**PRECIOS:** Los datos de precios de los países fueron obtenidos de los *National Accounts Yearbooks*, de las Naciones Unidas, tanto para los subtóales sectoriales como para el deflator de PIB. El Índice de Precios del Productor de los Estados Unidos fue tomado del *International Financial Statistics Yearbook* del FMI para 1988 (línea 63). Los tipos de cambio se tomaron de varios años del *International Financial Statistics Yearbook* (IFS) del FMI; se utilizó el "rf" promedio anual. Los tipos de cambio del mercado negro se tomaron del *Pick's Currency Yearbook*, y el *markup* se obtuvo comparando los tipos de cambio de fin de año del IFS y del *Pick's*. Los precios de importación y exportación fueron tomados como índices de valor unitario del *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean* de la ONU-CEPAL, para varios años. El indicador PPC se calculó multiplicando el tipo de cambio "rf" por el Índice de Precios al Productor de EUA, y dividiendo el resultado por el deflator del PIB del país correspondiente.

## PRODUCCION:

Los totales de la producción sectorial se tomaron del *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean* de la ONU-CEPAL, los que se actualizaron con las *Series Históricas del Crecimiento en América Latina*, Cuadernos de la CEPAL N° 130, Santiago de Chile, 1978. Se tomaron los volúmenes de exportación e importación de la CEPAL, actualizándolos con los datos del informe de la CEPAL *Statistical Abstract of Latin America* (UCLA), editado por James Wilkie y otros. Se consideraron como bienes transables a los bienes agrícolas, mineros e industriales. Todos los demás fueron incorporados como bienes no transables. Los rubros de capital y servicios de las Balanzas de Pagos de los Países se tomaron del *Statistical Yearbook* de la CEPAL. La cantidad de dinero ( $M_1$ ) fue tomada del *International Financial Statistics* del FMI para varios años.

## PERIODO DE TIEMPO:

Esencialmente, la intención fue incluir el período 1960-1986. Para algunos países (Ecuador, Perú, Venezuela) la separación de bienes entre

transables y no transables no fue posible hasta fines de los sesentas, y para varios países las respectivas series finalizaban al comienzo de los ochentas. Todos los datos son anuales. El año base para las series de precios fue 1980, mientras que para las series de volúmenes el año base de 1988 según el anuario de la CEPAL.

BIBLIOGRAFIA

ARDENI, Pier Giorgio

- 1989 "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices", en *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, N° 3, August. pp. 661-669.

AUTY, Richard and Alan Gelb

- 1986 "Oil Windfalls in a Small Parliamentary Democracy: Their Impact on Trinidad and Tobago", en *World Development*, Vol. 14, N° 9, pp. 1161-1175.

BENJAMIN, Nancy C, et al.

- 1989, "The 'Dutch' Disease in a Developing Country", en *Journal of Development Economics*, Vol. 30, pp. 71-92.

BRUNO, Michael and Jeffrey D. Sachs

- 1985 *Economics of Worldwide Stagflation*. Cambridge, Harvard University Press.

CLAGUE, Christopher K.

- 1985 "A Model of Real National Price Levels", en *Southern Economic Journal*, Vol 51, N° 4, April. pp. 998-1017.

CLAGUE, Christopher K.

- 1988 "Purchasing-Power Parities and Exchange Rates in Latin America", en *Economic Development and Cultural Change*, pp. 529-541.

CORBO, Vittorio et al.

- 1986 "What Went Wrong with Recent Reforms in the Southern Cone?", en *Economic Development and Cultural Change*, April, Vol 34, N°3, pp. 607-640.

CORDEN, W. M. and J. P. Neary

- 1982 "Booming sector and De-Industrialization in a Small Open Economy" en *Economic Journal*, 92, pp. 825-858. Chapter 15

of W. Max Corden (1985), *Protection, Growth and Trade*.  
Oxford, Basil Blackwell

COTTANI, Joaquin A., et al.

1990 "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDC's", en *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 39, Nº 1, October, pp. 61-76.

DAVUTYAN, Nurhan and John Pippenger

1985 "Purchasing Power Parity Did Not Collapse During the 1970's", en *American Economic Review*. Vol. 75, Nº 5, pp 1151-1158.

EDWARDS, Sebastian

1984 "Coffee, Money and Inflation in Colombia", en *World Development*, Vol. 12, Nº 11/12, pp 1107-1117.

EDWARDS, Sebastian and Alejandra Cox Edwards

1987 *Monetarism and Liberalization, The Chilean Experiment*, Cambridge, Mass, Ballinger Publishing.

EDWARDS, Sebastian and Sweder van Wijnbergen

1987 "Tariffs, the Real Exchange Rate: On Two Popular Propositions in International Economics", en *Oxford Economic Papers* 30, pp. 458-464.

ELBADAWI, Ibrahim A.

1989 "Terms of Trade, Commercial Policy, and the Black Market for Foreign Exchange: An Empirical Model of Real Exchange Rate Determination". Yale University Economic Growth Center Discussion Paper Nº 570.

FRENKEL, Jacob

1981 "The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970's" en *European Economic Review*, pp 145-165.

GELB, Alan and Associates

1988 "Oil Windfalls; Blessing or Curse? New York, Oxford University Press.

- GOLDSTEIN, Morris and Lawrence H. Officer  
1979 "New Measures of Prices and Productivity for Tradable and Nontradable Goods", en *Review of Income and Wealth*, pp. 413-427.
- HELMERS, F. Leslie C. H.  
1988 "Real-Exchange-Rate Indexes," appendix C of Rudiger Dornbusch and F. Leslie H. Helmers, *The Open Economy: Tools for Policy makers in Developing Countries*, New York, Oxford University Press.
- HOJMAN, David E.  
1984 "The Effect of Oil and Migration on Bananas, Coffee and Cotton Exports in Latin America," en *Journal Agricultural Economics*. January Vol. 35, N<sup>o</sup> 1, pp. 73-84.
- JONES, R. W.  
1965 "The Structure of Simple General Equilibrium Models," en *Journal of Political Economy*, 73, pp 557-572.
- KAMAS, Linda  
1986 "Dutch Disease Economics and the Colombian Export Boom", en *World Development*, Vol. 14, N<sup>o</sup> 9, pp. 1177-1198.
- KRAVIS, Irving B. and Robert E. Lipsey  
1988 "National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables", en *American Economic Review*, Vol. 78, N<sup>o</sup> 2, pp. 474-478.
- LE FORT, Guillermo R.  
1986 "The relative Price of Nontraded Goods, Absorption, and Exchange Rate Policy in Chile, 1974-1982", en *IMF Staff Papers*, June, 1986 pp. 336-370.
- MICHAELY, Michael  
1981 "Foreign Aid, Economic Structure, and Dependence" en *Journal of Development Economics* 9 pp. 313-330.

Michael J. Twomey

NEARY, J. Peter

1988 "Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate", en *American Economic Review*, Vol. 78 N° 1 (March), pp. 210-215.

NEARY, J. Peter and Sweder van Wijnbergen

1986 *Natural Resources and the Macroeconomy*. Cambridge, MIT Press.

OFFICER, Lawrence H.

1969 "The National Price Level: Theory and Estimation", en *Journal of Macroeconomics*, Vol. 11, N° 3, pp. 351-373.

SCHERR, Sara J.

1989 "Agriculture in an Export Boom Economy: A Comparative Analysis of Policy Performance in Indonesia, Mexico and Nigeria", en *World Development*. Vol. 17, N° 4, April. pp 543-560.

STRUTHERS, John H.

1990 "Nigerian Oil and Exchange Rates: Indicators of 'Dutch Disease'", en *Development and Change*, pp. 309-341.

TWOMEY, Michael J.

1989 "The Debt Crisis and Latin American Agriculture", en *Journal of Developing Areas*. Vol.23, N° 4, July, pp.545-566.

WOOD, Adrian,

1988 "Global Trends in Real Exchange Rates, 1960 to 1984", Washington, D.C., World Bank Discussion Papers Number 35.